

Generisk bytte

En økonometrisk studie av aktørenes og prisenes betydning for substitusjon

Vivian Almendingen

13. august 2007

**Department of Economics
University of Oslo**

Forord

Denne oppgaven er skrevet ved Frischsenteret, som en del av prosjektet 4111 *Government financing of drug consumption in Norway and the market for pharmaceuticals*, finansiert av Norges Forskningsråd.

Jeg vil takke min veileder Steinar Strøm, som også har vært min sjef de tre årene jeg har jobbet som forskningsassistent ved Økonomisk Institutt og Frischsenteret, for svært god hjelp med denne og tidligere oppgaver – og ikke minst for uvurderlig inspirasjon og motivasjon til både studier og forskningsarbeider.

Videre vil jeg takke Tao Zhang ved Frischsenteret, for at han alltid stiller opp når jeg står fast i programmeringen. Jeg vil også takke Kari Furu ved Folkehelseinstituttet og Dag Morten Dalen ved BI, for gode råd, nyttige tips og verdifulle diskusjoner underveis i prosjektet.

Forskningsparken, 13.08.2007

Vivian Almendingen

Innhold

1.	Innledning	1
1.1	Oppgaven	2
1.1.1	Disposisjon	2
2.	Prisreguleringsregimer	4
2.1	Ordinær max AIP og AUP med gevinstdeling	4
2.2	Indekspris	5
2.3	Trinnpris	5
3.	Datakilder	7
3.1	Reseptregisterets tilblivelse	7
3.2	Reseptregisterets formål	8
3.3	Dataflyt fra apotek til reseptregister	8
3.4	Brukere av reseptregisteret	9
3.5	Variabler i reseptregisteret	10
3.6	Dataene brukt i dette prosjektet	11
4.	Virkestoffene	12
5.	Modellen	13
6.	Variabelforklaringer	15
7.	Summarisk statistikk	18
7.1	Generika 2004	18
7.2	Original 2004	18
7.3	Generika 2006	19
7.4	Original 2006	19
7.5	Utviklingen fra 2004 til 2006	20
7.5.1	Antall definerte døgndoser	20
7.5.2	Blå resept	20
7.5.3	Antall generikaleverandører	20
7.5.4	Apotekkjedenes markedsandeler	21
7.5.5	Pris per DDD	24
8.	Estimater og marginaleffekter	26
8.1	Resultater	27
8.1.1	Tabell 2004	27
8.1.2	Tabell 2006	28
8.1.3	McFaddens rho	28
8.2	Tolkninger	29
8.2.1	Pris	29
8.2.2	Pris*kjønn	30
8.2.3	Pris*pasientalder og pris*legealder	30
8.2.4	Pris*spesialitet	30
8.2.5	Pris*kjede	30
8.2.6	Pris*blå resept	31
8.2.7	Pris*antall generikaleverandører	31
8.2.8	Pris*antall definerte døgndoser	31
8.2.9	Pris*gjennomsnittsalder	32
8.2.10	Pris*indekspris	32
8.2.11	Pris*ung marked	32

9.	Elastisiteter	33
9.1	Uveide elastisiteter	33
9.1.1	Originalpreparat 2004.....	33
9.1.2	Originalpreparat 2006.....	34
9.2	Plot uveide elastisiteter.....	35
9.3	Veide elastisiteter	36
9.3.1	Originalpreparat 2004.....	36
9.3.2	Originalpreparat 2006.....	37
9.4	Plot veide elastisiteter.....	38
9.5	Tolkninger.....	39
10.	Konklusjoner	41
11.	Referanser	43
12.	Appendiks	45

1. Innledning

Generisk bytte ble innført i Norge i 2001, som en del av den nye apotekloven¹. Ordningen åpner for at apotekene kan levere ut et billigere legemiddel med samme virkestoff som det rekvirerte, der et slikt alternativ finnes. Ordningen omfatter vanlige reseptbelagte legemidler – også de på blå resept. Dersom legen *aktivt* har motsatt seg generisk bytte ved forskrivningen, faller denne retten likevel bort. Hvis legen *ikke* har motsatt seg bytte, men *pasienten selv* ønsker det foreskrevne legemidlet framfor det billigere alternativet, betaler vedkommende selv prisdifferansen ved blå resept.

Statens legemiddelverk har utarbeidet en liste over de legemidler som anses som likeverdige, og det er kun disse preparatene som inngår i ordningen for generisk bytte.

Hensikten med innføringen av generisk bytte er å redusere totale legemiddelutgifter – både for staten (Rikstrygdeverket) og enkeltpersoner/pasienter. Etter at patenttiden for originalpreparatet er gått ut, er det fritt fram for andre produsenter å framstille kopier av det samme legemidlet. Tilsetningsstoffer, farge, smak etc. kan da være ulik originalen, men virkestoffet er det samme – slik at original og generika/kopi kan erstatte hverandre.

Sterkere konkurranse bør i teorien presse prisene ned.

¹ Den nye apotekloven trådte i kraft 1. mars 2001

1.1 Oppgaven

Jeg vil i denne oppgaven se på etterspørselen etter henholdsvis originalpreparater og generika, og ikke minst *utviklingen* i etterspørselen over perioder med ulike prisreguleringsregimer. Gjennom en "conditional logit modell", estimert ved bruk av *Stata*, studerer jeg hvordan ulike faktorer ved pasienten, legen og apoteket påvirker etterspørselen etter de to typene preparater – i tillegg til i hvor stor grad prisene spiller inn på valget.

I arbeidet med bearbeidelsen av datasettene har jeg brukt både *Stata* og *SAS*.

1.1.1 Disposisjon

I **kapittel 2** redegjør jeg for de ulike prisreguleringsregimene som har vært virksomme i markedet for generika siden generisk bytte ble innført i 2001.

Videre tar jeg i **kapittel 3** for meg Reseptregisteret, og historien bak opprettelsen av dette. Jeg presenterer også datamaterialet brukt i denne oppgaven.

Kapittel 4 gir en kort og oppsummerende oversikt over virkestoffene som inngår i dette studiet.

Kapittel 5 presenterer modellen jeg bruker – en "conditional logit med fixed effects", og **kapittel 6** gir en oversikt over variablene i datasettet.

I **kapittel 7** presenteres den deskriptive statistikken. De 4 første underkapitlene inneholder tabeller, mens kapittel 7.5 gir en beskrivelse av utviklingen over de to periodene som studien omhandler.

Estimatene fra modellen presenteres i **kapittel 8**, sammen med alle variablenes marginaleffekter på etterspørselen i de to periodene. I kapittel 8.1 gis resultatene i tabellform, mens tolkningene følger etter i kapittel 8.2.

Siste kapittel i analysedelen av oppgaven er **kapittel 9**. Her framkommer de estimerte priselastisitetene – både uveide og veide. De presenteres først på tabellform og i figurer – og som i de to foregående kapitlene finnes tolkningene i siste delkapittel.

I **kapittel 10** oppsummerer jeg resultatene og kommer med noen tanker rundt disse – og betegner det hele *konklusjon*.

I **kapittel 11** finnes en liste over referanser.

Til slutt er det i **kapittel 12** et appendiks med en såkalt alpha-beregning. Ved hjelp av alpha-beregningen kan man vurdere hvorvidt det i en gitt studie er nødvendig å bruke mikrodata, eller om man like gjerne kan bruke aggregerte størrelser. Av appendikset framgår viktigheten av å bruke nettopp mikrodata i mine modelleringer.

2. Prisreguleringsregimer

For at apotekene skal være interessert i å levere ut et billigere preparat enn originalpreparatet, er det innført ulike former for prisregulering – i kombinasjon med den såkalte gevinstdelingsmodellen. I perioden etter at den nye apotekloven trådte i kraft, har tre slike prisreguleringsregimer vært virksomme i det aktuelle segmentet:

- Ordinær max AIP og AUP med gevinstdeling
- Indekspris
- Trinnpris

2.1 Ordinær max AIP og AUP med gevinstdeling

Gevinstdelingsmodellen innebærer følgende: Dersom den faktiske AIP (apotekenes innkjøpspris) er lavere enn maksimal AIP, får apotekene beholde 50 % av differansen som økt apotekavanse.

Videre er det slik at maksimal AIP fastsettes av Statens Legemiddelverk (SLV) på grunnlag av prisene på det samme legemidlet i andre land. Mer konkret settes maksimal AIP lik gjennomsnittet av de tre laveste markedsprisene på det aktuelle preparatet i et gitt utvalg av referanseland². I tillegg fastsettes maksimale avansesatser for apotekene, slik at maksimal AUP (apotekenes utsalgspris) er gitt ved maksimal AIP + avansesatsen.

Alle maksimalpriser fastsettes på grunnlag av originalpreparatenes priser i referanselandene. Disse maksimalprisene vil også gjelde for generikapreparater.

² Sverige, Finland, Danmark, Tyskland, Storbritannia, Nederland, Østerrike, Belgia og Irland.

Maksimalprisreguleringen som beskrevet ovenfor ble innført (revisjon av en tidligere variant) i 2001. Reguleringen ga imidlertid ikke den ønskede effekten, og det har derfor kommet til nye prisreguleringsregimer siden.

2.2 Indekspris

Indeksprissystemet ble innført i 2003, og omfattet 6 virkestoffer – med bestemte grupper av byttbare legemidler for hvert virkestoff. Ordningen innebar at apotekene ikke lenger fikk refundert den *faktiske* AUP fratrukket egenandelen ved salg på blå resept. I stedet fikk apotekene refundert en nærmere bestemt *indekspris* for det gitte virkestoffet, uavhengig av hvilket preparat i byttegruppen som var utlevert.

Apotekene skulle dermed få et incentiv til å levere ut et rimeligere alternativ enn det foreskrevne, der dette var mulig.

Indeksprisene ble revidert hver tredje måned, og fastsatt som en volumveid snittpris av solgte legemidler innen hver byttegruppe i den foregående perioden.

2.3 Trinnpris

Trinnprismodellen, som representerer en innstramming av indeksprissystemet, ble innført i 2005 – som følge av at indeksprissystemet ikke ga fullt ut den ønskede effekten. Per 28. februar 2006 inngikk 30 virkestoffer i denne trinnprismodellen.

Trinnprisen er, som den tidligere indeksprisen, den maksimale prisen som Folketrygden refunderer for et gitt legemiddel. Det nye i denne modellen er at trinnprisen fastsettes som en *prosentandel* av den maksimalprisen originallegemidlet hadde på det tidspunktet generisk konkurranse ble etablert. Videre kuttes prisen *trinnvis* (stadig lavere prosentandel) etterhvert som tiden fra generisk konkurranse ble etablert øker. Som tidspunkt for etablering av generisk konkurranse regnes det tidspunkt da første generiske legemiddel innen et gitt virkestoff tas opp på SLVs bytteliste. Refusjonsprisen fastsettes for øvrig på AUP-nivå.

Trinnpris i prosent av maksimalpris:

Tid fra generisk konkurranse er etablert	Legemiddel med årlig salg under 100 mill kr	Legemiddel med årlig salg over 100 mill kr
Umiddelbart	70 %	70 %
Etter 6 måneder	60 %	50 %
Etter 12 måneder	50 %	30 %

3. Datakilder

3.1 Reseptregisterets tilblivelse

Norge var det første landet til å produsere offentlig legemiddelstatistikk – det skjedde allerede i 1960-årene. Siden 1977 har komplette data på legemiddelsalget i Norge blitt publisert årlig.

Imidlertid var ikke noe informasjon på *individnivå* tilgjengelig i disse tidlige statistikkene fra grossisten. Det fantes altså informasjon om hvor store *mengder* som ble solgt av de ulike legemidlene, men det manglet informasjon om *hvem* som brukte medisinen (personspesifikke kjennetegn som alder, kjønn etc.) – over hvor lang tid og i hvor store mengder.

Behovet for – og forslaget om – en mer detaljert legemiddelstatistikk oppsto til dels som følge av endringene i legemiddelindustrien på midten av 1990-tallet. Fram til 1995 hadde Norge en statlig eid grossist på legemiddelmarkedet. Dette monopolet ble opphevet som følge av Norges medlemskap i EØS, og det norske legemiddelmarkedet har siden vært preget av konkurranse.

Etter opphevingen av monopolet ble relativt sett flere nye legemidler introdusert på markedet. Med økningen i mangfoldet fulgte ikke bare et økt behov for overvåkning og tilsyn med legemiddelbruken, men også økt behov for regulering. For at det skal være mulig å gjennomføre et meningsfullt tilsyn med bruken, og ikke minst være mulig å analysere effekten av legemidelpolitikk, er det nødvendig at dataene som registreres om legemiddelbruk er på *individnivå*. Kun i det tilfellet kan man få den viktige informasjonen om et legemiddels reelle virkning og effektivitet.

Etter en høringsrunde og påfølgende vedtak i Stortinget i 2002, fikk Nasjonalt Folkehelseinstitutt (Folkehelseinstituttet) i oppgave fra Helsedepartementet å utvikle og etablere et individbasert reseptregister. Dette skulle være landsdekkende og pseudonymt, men personentydig. 10 millioner kroner ble bevilget til prosjektet, og i løpet av 2003 sluttførte Folkehelseinstituttet utviklingsarbeidet. Databasen var så klar,

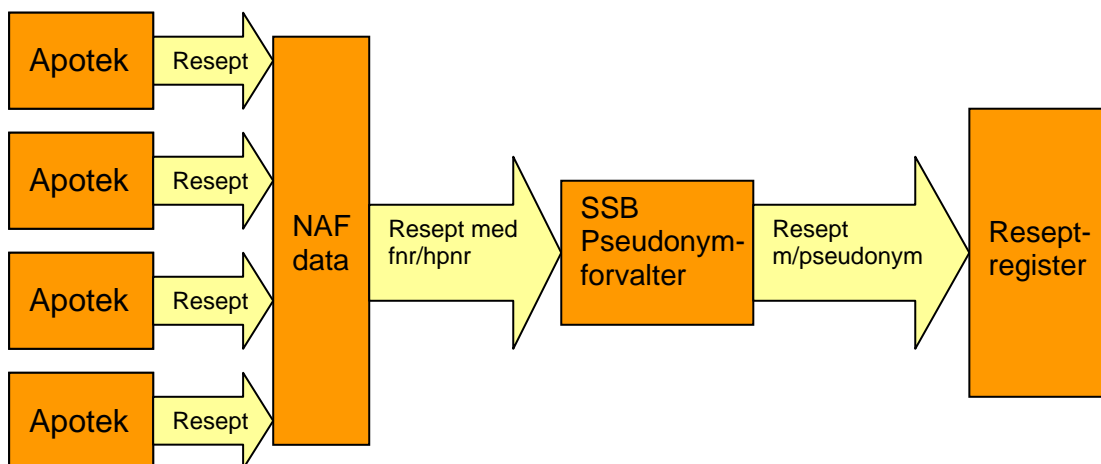
og innhenting av data startet opp i 2004. Året etter startet utlevering av data til eksterne brukere.

3.2 Reseptregisterets formål

Reseptregisterets formål er, slik det er beskrevet i forskriften (§ 1-3)³, å:

1. *kartlegge forbruket i landet og belyse endringer over tid,*
2. *fremme og gi grunnlag for forskning og utredning for å kunne belyse positive og negative effekter av legemiddelbruk,*
3. *gi myndighetene et statistisk grunnlag for kvalitetssikring av legemiddelbruk og overordnet tilsyn, styring og planlegging,*
4. *gi legemiddelrekvireneter et grunnlag for internkontroll og kvalitetsforbedring.*

3.3 Dataflyt fra apotek til reseptregister



fnr = fødselsnummer, hpnr = helsepersonellnummer

³ Forskrift om innsamling og behandling av helseopplysninger i Reseptbasert legemiddelregister (Reseptregisteret)

Alle apotekene i Norge sender hver måned sine data om *utleverte preparater på resept* (preparater solgt over disk – uten resept – blir ikke registrert i denne sammenheng) til NAF-Data AS (Norges Apotekerforening). Viktigheten av at reseptregisteret er komplett, medfører for øvrig at det ikke gis anledning til å reservere seg mot registrering.

Dataene inneholder på dette tidspunktet opplysninger om pasientens personnummer og rekvirentens helsepersonellnummer. Dataene sendes så videre til Statistisk Sentralbyrå (SSB), som er den utvalgte pseudonymforvalteren for reseptregisteret. SSB pseudonymiserer pasientens personnummer og rekvirentens helsepersonellnummer, det vil si omdanner disse til unike/personentydige løpenummer. Pseudonymiseringsprosessen er irreversibel, slik at det ikke på et senere tidspunkt er mulig å finne tilbake til det aktuelle personnummeret eller helsepersonellnummeret via løpenummeret i reseptregisteret. Reseptopplysningene er for øvrig kryptert, slik at SSB ikke har tilgang til disse.

SSB sender til slutt opplysningene videre til reseptregisteret, hvor de blir kvalitetskontrollert og registrert.

3.4 Brukere av reseptregisteret

Mange ulike brukere nyttiggjør seg av reseptregisteret på forskjellige måter. Forskere tilknyttet Folkehelseinstituttet og eksterne forskere bruker reseptregisteret til ulike forskningsprosjekter om legemiddelbruk. Helsepersonell bruker reseptregisteret til å utforme rapporter om egen virksomhet. Myndighetene bruker statistikker fra reseptregisteret til *overordnet tilsyn, styring og planlegging*⁴. Hensynet til pasientsikkerheten og den generelle folkehelsa er her en viktig faktor. Endelig får allmennheten tilgang til informasjon om legemiddelbruken i Norge gjennom offentlige statistikker laget på bakgrunn av reseptregisteret.

4

http://fhi.no/eway/default.aspx?pid=233&trg=MainArea_5661&MainArea_5661=5631:0:15,3945:1:0:0:::0:0

3.5 Variabler i reseptregisteret

Personopplysninger om pasient/legemiddelbruker

Fødselsår
Dødsår
Kjønn
Bostedskommune

Personopplysninger om forskriver/rekvirent

Fødselsår
Kjønn
Profesjon
Spesialitet

Opplysninger om legemidlet

ATC-kode (kode for virkestoff)
Varenummer (identifiserer preparatnavn, styrke og pakningsstørrelse)
Antall definerte døgndoser(DDD)/pakning
Antall ordinasjoner/resepter
Resepttype
Refusjonspunkt (gjelder blåresept)
Utleveringsdato fra apoteket
Utsalgspris
Eventuell egenandel

Opplysninger om apoteket

Konsesjonsnummer
Kommune

3.6 Dataene brukt i dette prosjektet

Til dette prosjektet har jeg fått tilgang til uttrekk fra reseptregisteret, for de to periodene februar 2004 og februar 2006. Uttrekkene omfatter alle virkestoffer (atc-koder) som inngikk i trinnprismodellen per februar 2006.

I uttrekket for 2004 fantes det 11 virkestoffer for hvilke det ikke var utlevert et eneste generikapreparat. Dette forklares med at patenttiden ennå ikke var utløpt, og at det derfor ikke fantes generikapreparater på markedet på denne tiden. Disse virkestoffene har jeg i mine analyser valgt å ta ut fra datasettet for 2004, mens jeg i datasettet for 2006 har lagt til en dummyvariabel som viser at det for disse virkestoffene er snakk om et "ungt" marked for generikapreparater.

I tillegg fantes det i de to uttrekkene henholdsvis 5 og 6 virkestoffer for hvilke det ikke var utlevert et eneste originalpreparat. Dette forklares med at patenttiden har løpt ut for lenge siden, slik at generikapreparater fullstendig har "overtatt" det aktuelle markedet. Disse virkestoffene har jeg også valgt å utelate i mine analyser.

Uttrekket for 2004 består av 113.626 ordinasjoner/utleveringer.

Uttrekket for 2006 består av 239.012 ordinasjoner/utleveringer.

4. Virkestoffene

Følgende virkestoffer er med i analysene:

2004

ATC-KODE	Navn	Hovedindikasjoner, bruksområder (ikke fullstendig)
A02BA02	Ranitidine	Sure oppstøt, magesår, refluksøsofagitt("betennelse" i spiserør)
A02BC01	Omeprazole	Sure oppstøt, magesår, refluksøsofagitt("betennelse" i spiserør)
C07AB03	Atenolol	Blodtrykkssenkende
C07AG02	Carvedilol	Blodtrykkssenkende
C09AA02	Enalapril	Blodtrykkssenkende, ved hjertsevikt
C09AA03	Lisinopril	Blodtrykkssenkende, ved hjertsevikt
C10AA01	Simvastatin	Kolesterolsenkende
J01CA04	Amoxicilin	Antibiotika
J01MA02	Ciprofloxacin	Antibiotika
M01AB05	Diclofenac	Antiinflammatorisk, smertestillende, brukes ved ledd- og slitasjegikt
N06AB05	Paroxetine	Antidepressiva
N06AX03	Mianserin	Antidepressiva
R06AE07	Cetirizine	Antihistamin, ved allergi

2006

ATC-KODE	Navn	Hovedindikasjoner, bruksområder (ikke fullstendig)
A02BA02	Ranitidine	Sure oppstøt, magesår, refluksøsofagitt("betennelse" i spiserør)
A02BC01	Omeprazole	Sure oppstøt, magesår, refluksøsofagitt("betennelse" i spiserør)
C07AB03	Atenolol	Blodtrykkssenkende
C07AG02	Carvedilol	Blodtrykkssenkende
C08CA01	Amlodipine	Blodtrykkssenkende, ved kronisk angina pectoris
C08CA02	Felodipine	Blodtrykkssenkende
C09AA02	Enalapril	Blodtrykkssenkende, ved hjertsevikt
C09AA03	Lisinopril	Blodtrykkssenkende, ved hjertsevikt
C09AA05	Ramipril	Blodtrykkssenkende, ved hjertsevikt
C09BA03	Lisinopril/diuretics	Blodtrykkssenkende
C10AA01	Simvastatin	Kolesterolsenkende
D01BA02	Terbinafine	Soppinfeksjoner i hud og negler (som er vanskelig å behandle)
J01CA04	Amoxicilin	Antibiotika
J01MA02	Ciprofloxacin	Antibiotika
J02AC01	Fluconazol	Antibiotika
M01AB05	Diclofenac	Antiinflammatorisk, smertestillende, brukes ved ledd- og slitasjegikt
M01AC06	Meloxicam	Antiinflammatorisk, smertestillende, brukes ved ledd- og slitasjegikt
M05BA04	Alendronat	Mot benskjørhet
N06AB05	Paroxetine	Antidepressiva
N06AB06	Sertraline	Antidepressiva
N06AX03	Mianserin	Antidepressiva
N06AX11	Mirtazapine	Antidepressiva
R06AE07	Cetirizine	Antihistamin, ved allergi

5. Modellen

“Conditional logit med fixed effects”

I den etterspørselsmodellen jeg her estimerer, ser jeg på hvilke faktorer som påvirker sannsynligheten for at en pasient (med resept) forlater apoteket med et generisk legemiddel (versus et originalpreparat).

Det åpnes for at følgende fire typer av faktorer kan ha innvirkning på utfallet:

- Prisen på de to alternativene (generika/original)
- Kjennetegn ved pasienten
- Kjennetegn ved forskrivende lege
- Kjennetegn ved apoteket som utleverer legemidlet

La

U_{jBn} = nytten for pasient/lege n av å velge originalpreparat j i stedet for generika j

U_{jGn} = nytten for pasient/lege n av å velge generika j i stedet for originalpreparat j

P_{jB} = prisen (AUP per DDD) på originalpreparat j

P_{jG} = prisen (AUP per DDD) på generika j

X_{kn} = vektor av pasient/lege/apotek-variable som antas å påvirke valg og utlevering av legemiddel

ε_{jBn} = stokastisk del av nytten for originalpreparat

ε_{jGn} = stokastisk del av nytten for generika

ε_{jBn} og ε_{jGn} er iid ekstremverdifordelte

La $b_k = \beta_{Bk} - \beta_{Gk}$ være de ukjente koeffisientene som inngår i den deterministiske delen av nyttefunksjonen.

Da får vi

$$\varphi_{jBn} = \Pr(U_{jBn} \geq U_{jGn}) = \frac{e^{(\sum_{k=1}^K b_k X_{kn})(P_{jB} - P_{jG})}}{1 + e^{(\sum_{k=1}^K b_k X_{kn})(P_{jB} - P_{jG})}}$$

$$\varphi_{jGn} = 1 - \varphi_{jBn}$$

der φ_{jBn} er sannsynligheten for at individ n (kombinasjonen lege/pasient/apotek) velger et *originalpreparat* framfor et generikapreparat, gitt legemiddel-gruppe (ATC-kode).

φ_{jGn} er tilsvarende sannsynligheten for at individ n velger et generikapreparatet j framfor originalpreparatet j .

6. Variabelforklaringer

<i>type</i>	original eller generika. 1 hvis originalpreparat (eller parallellimport), 0 hvis generika.
<i>blaa_hvit</i>	1 hvis blå resept, 0 hvis hvit (blå resept inkluderer trygderesepter og kanser- og immunsvikt-resepter)
<i>kjede1</i>	1 hvis kjede 1, 0 ellers
<i>kjede2</i>	1 hvis kjede 2, 0 ellers
<i>kjede3</i>	1 hvis kjede 3, 0 ellers
<i>kjede4</i>	1 hvis kjede 4, 0 ellers
<i>P_G</i>	pris(kroner) per DDD på generika
<i>P_B</i>	pris(kroner) per DDD på originalpreparatet
<i>pasientalder</i>	1 hvis pasients alder 0-19 2 hvis pasients alder 20-39 3 hvis pasients alder 40-59 4 hvis pasients alder 60+
<i>legealder</i>	1 hvis leges alder 20-39 2 hvis leges alder 40-59 3 hvis leges alder 60+
<i>pasientkjønn</i>	kjønn pasient. 1 hvis mann, 2 hvis kvinne
<i>forskriverkjønn</i>	kjønn lege. 1 hvis mann, 2 hvis kvinne
<i>kjønn</i>	1 hvis pasient og lege har samme kjønn, 0 hvis forskjellig
<i>spes</i>	spesialitet lege. 1 hvis allmennpraktiker, 0 ellers
<i>indeksprisreg</i>	gjelder kun 2004. 1 hvis indeksprisregulert i 2004, 0 ellers

<i>ungt_marked</i>	gjelder kun 2006. 1 hvis virkestoffet (egentlig <i>generika</i> for legemidlet) har kommet på markedet <i>etter</i> 2004, 0 ellers (virkestoffer som ikke finnes i 2004-datasettet)
<i>gj_alder</i>	gjennomsnittlig alder over alle kjeder og varenummer innenfor virkestoffet
<i>ant_genlev</i>	antall generikaleverandører på virkestoffet, fordelt på kjede
<i>antall_ddd</i>	antall definerte døgndoser
<i>atc_kode</i>	atc-kode

Variable brukt i clogit-estimeringen (i tillegg til prisen i seg selv):

<i>P_kjønn</i>	<i>pris*kjønn</i>
<i>P_pasientalder</i>	<i>pris*pasientalder</i>
<i>P_legealder</i>	<i>pris*legealder</i>
<i>P_spesialitet</i>	<i>pris*spes</i>
<i>P_kjede1</i>	<i>pris*kjede1</i>
<i>P_kjede2</i>	<i>pris*kjede2</i>
<i>P_kjede3</i>	<i>pris*kjede3</i>
<i>P_kjede4</i>	<i>pris*kjede4</i>
<i>P_blaa_hvit</i>	<i>pris*blaa_hvit</i>
<i>P_genlev</i>	<i>pris*ant_genlev</i>
<i>P_ddd</i>	<i>pris*antall_ddd</i>
<i>P_gj_alder</i>	<i>pris*gj_alder</i>
<i>P_indekspris</i>	<i>pris*indeksprisreg (kun 2004)</i>
<i>P_ungt_marked</i>	<i>pris*ungt_marked (kun 2006)</i>

Prisvariabelen er organisert slik at hvis generika er valgt er prisen på det valgte preparatet *P_G*, og prisen på det tilhørende ikke valgte originalpreparatet er *P_B*. *P_B* er da (i det tilfellet at generika er valgt) regnet ut som gjennomsnittet over alle originalutleveringer av det aktuelle virkestoffet i samme måned, gitt styrke og apotekkjede.

Følgelig kan vi i clogit-estimeringen se på pris-variabelen som prisdifferansen mellom original og generika.

Apotekene er delt inn i fem kjeder, og nummerert fra kjede1 til kjede5. De 5 gruppene er (i tilfeldig rekkefølge): Vitusapotek, Allianceapotek, Apotek1, sykehusapotek og uavhengige apotek. I datasettet har jeg lagt inn dummyvariable for fire av kjedene – hvilket betyr at den siste kjeden opptrer som referansekjede.

7. Summarisk statistikk

7.1 Generika 2004

<i>Variable</i>	<i>Mean</i>	<i>Std Dev</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
FORSKRIVERKJØNN	1.2186449	0.4133312	1.0000000	2.0000000
PASIENTKJØNN	1.5674489	0.4954347	1.0000000	2.0000000
ANTALL_DDD	85.5227371	65.4028859	0.5000000	800.0000000
BLAA_HVIT	0.8521113	0.3549932	0	1.0000000
INDEKSPRISREG	0.3643439	0.4812505	0	1.0000000
PASIENTALDER	3.4810624	0.7485963	1.0000000	4.0000000
LEGEALDER	1.9454223	0.5896294	1.0000000	3.0000000
SPES	0.8619093	0.3449986	0	1.0000000
GJ_ALDER	62.9955343	7.8187965	47.7889709	70.7445297
ANT_GENLEV	3.0209331	1.3276550	1.0000000	5.0000000
KJEDE1	0.1301485	0.3364701	0	1.0000000
KJEDE2	0.4772709	0.4994881	0	1.0000000
KJEDE3	0.2075152	0.4055316	0	1.0000000
KJEDE4	0.1625359	0.3689454	0	1.0000000
KJØNN	0.5081491	0.4999386	0	1.0000000
PRIS	5.1848764	6.2282856	0.3506250	550.0000000

7.2 Original 2004

<i>Variable</i>	<i>Mean</i>	<i>Std Dev</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
FORSKRIVERKJØNN	1.2248964	0.4175167	1.0000000	2.0000000
PASIENTKJØNN	1.5704723	0.4950118	1.0000000	2.0000000
ANTALL_DDD	77.7921456	79.7445002	-10.0000000	1045.33
BLAA_HVIT	0.7141682	0.4518125	0	1.0000000
INDEKSPRISREG	0.1980962	0.3985675	0	1.0000000
PASIENTALDER	3.3224959	0.7948676	1.0000000	4.0000000
LEGEALDER	1.9365350	0.5811785	1.0000000	3.0000000
SPES	0.8404102	0.3662274	0	1.0000000
GJ_ALDER	58.8593159	8.6454072	47.7889709	70.7445297
ANT_GENLEV	2.0654280	1.2930106	1.0000000	5.0000000
KJEDE1	0.2690905	0.4434898	0	1.0000000
KJEDE2	0.3158632	0.4648616	0	1.0000000
KJEDE3	0.2404102	0.4273352	0	1.0000000

KJEDE4	0.1404410	0.3474461	0	1.0000000
KJØNN	0.5068184	0.4999566	0	1.0000000
PRIS	8.3456303	15.9622259	-5.4600000	1334.20

7.3 Generika 2006

<i>Variable</i>	<i>Mean</i>	<i>Std Dev</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
FORSKRIVERKJØNN	1.2376078	0.4256189	1.0000000	2.0000000
PASIENTKJØNN	1.5606987	0.4963035	1.0000000	2.0000000
ANTALL_DDD	99.7240970	86.9765303	0.2500000	1066.67
BLAA_HVIT	0.7965977	0.4025305	0	1.0000000
UNGT_MARKED	0.3055015	0.4606209	0	1.0000000
PASIENTALDER	3.4933468	0.7398916	1.0000000	4.0000000
LEGEALDER	1.9587760	0.6120735	1.0000000	3.0000000
SPES	0.8615193	0.3454048	0	1.0000000
GJ_ALDER	63.1505417	9.2790010	40.6900711	74.8655472
ANT_GENLEV	2.6845442	1.1433408	1.0000000	5.0000000
KJEDE1	0.2152661	0.4110080	0	1.0000000
KJEDE2	0.3490539	0.4766725	0	1.0000000
KJEDE3	0.2463622	0.4308932	0	1.0000000
KJEDE4	0.1541694	0.3611121	0	1.0000000
KJØNN	0.5186161	0.4996548	0	1.0000000
PRIS	5.6465505	15.5844084	0.2546667	2645.70

7.4 Original 2006

<i>Variable</i>	<i>Mean</i>	<i>Std Dev</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
FORSKRIVERKJØNN	1.2381530	0.4259557	1.0000000	2.0000000
PASIENTKJØNN	1.5844026	0.4928276	1.0000000	2.0000000
ANTALL_DDD	83.0146189	92.9536399	0.3300000	2800.00
BLAA_HVIT	0.6948910	0.4604563	0	1.0000000
UNGT_MARKED	0.3239448	0.4679820	0	1.0000000
PASIENTALDER	3.3664693	0.7870478	1.0000000	4.0000000
LEGEALDER	1.9655245	0.6124417	1.0000000	3.0000000
SPES	0.8545192	0.3525870	0	1.0000000
GJ_ALDER	59.9130109	8.6373883	40.6900711	74.8655472
ANT_GENLEV	1.9338769	1.1202715	1.0000000	5.0000000
KJEDE1	0.1642931	0.3705435	0	1.0000000
KJEDE2	0.4194162	0.4934664	0	1.0000000
KJEDE3	0.2370041	0.4252473	0	1.0000000
KJEDE4	0.1545051	0.3614344	0	1.0000000

KJØNN	0.5040040	0.4999869	0	1.0000000
PRIS	7.0464408	19.9418637	0	3034.00

7.5 Utviklingen fra 2004 til 2006

7.5.1 Antall definerte døgndoser

Det første vi kan merke oss i den summariske statistikken er at antall definerte døgndoser (ddd) per ordinasjon har økt fra den ene perioden til den neste. Henholdsvis fra 85,5 til 99,7 for generikautleveringer og fra 77,8 til 83,0 for originalutleveringer. Tendensen er altså at pasienten får skrevet ut et større antall doser per ordinasjon i 2006 enn i 2004.

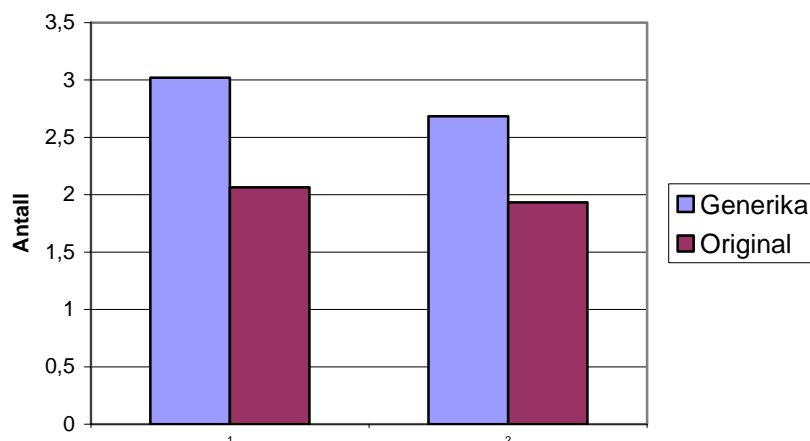
7.5.2 Blå resept

Videre ser vi at gjennomsnittet for blå-resept-dummyen er noe redusert i 2006 i forhold til i 2004. Reduksjonen er større for generikautleveringer enn for originalutleveringer – endringene er henholdsvis fra 0,85 til 0,80 og fra 0,71 til 0,69. Vi husker at den aktuelle dummyen-variabelen er organisert slik at den er 1 hvis vi har å gjøre med en blå resept, og 0 ellers (hvis "hvit" resept). Fordi gjennomsnittet er redusert for begge alternativer (generika/original), må dette bety at andelen blå resepter alt i alt er redusert. Fordi reduksjonen er størst på generikamarkedet, skjønner vi imidlertid at en større andel av de hvite reseptene blir tatt ut i generika i 2006, sammenliknet med i 2004.

7.5.3 Antall generikaleverandører

Vi ser av den summariske statistikken og figur 6.5.1 under, at antall generikaleverandører i gjennomsnitt er redusert for de aktuelle preparatene fra 2004 til 2006. Dette gjelder både for de virkestoffene hvor det faktisk er valgt et generika, og også for de virkestoffene hvor det er valgt et originalprodukt (dog i mye mindre grad for originalpreparatene). Dette betyr ikke at det faktiske antallet generikaleverandører på markedet er redusert. Det betyr imidlertid at det for de *valgte* preparatene i 2006 er i gjennomsnitt færre generikaleverandører enn for de *valgte* preparatene i 2004.

6.5.1 Antall generikaleverandører for de valgte legemidler i 2004 og 2006



7.5.4 Apotekkjedenes markedsandeler

Når det gjelder de fem ulike kjedenes markedsandeler – fordelt på generika og original, kan vi legge merke til følgende (se figurene 6.5.2 til 6.5.5):

Kjede 1 har redusert sin totale markedsandel marginalt, men dennes markedsandel på generikamarkedet er nesten doblet.

Kjede 2 – som har en svært høy markedsandel totalt sett, har også redusert denne marginalt. Imidlertid er denne kjedens andel av generikamarkedet kraftig redusert, mens markedsandelen for original er økt (nesten) tilsvarende.

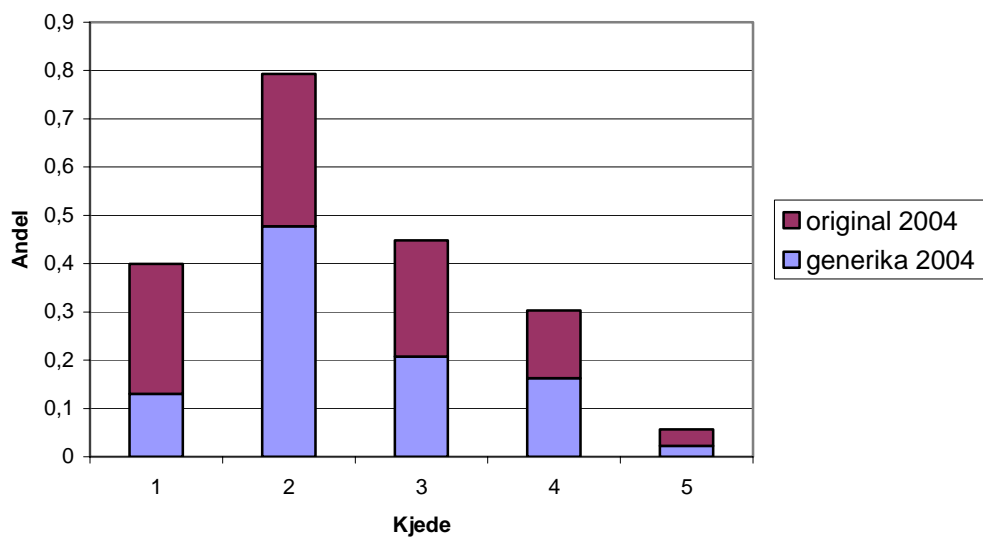
Kjede 3 har økt sin totale markedsandel noe, og denne økningen svarer i grove trekk fra en økning på generikamarkedet. Markedsandelen for original er stort sett uendret.

Kjede 4 kan ikke notere noen endringer av betydning i denne sammenheng.

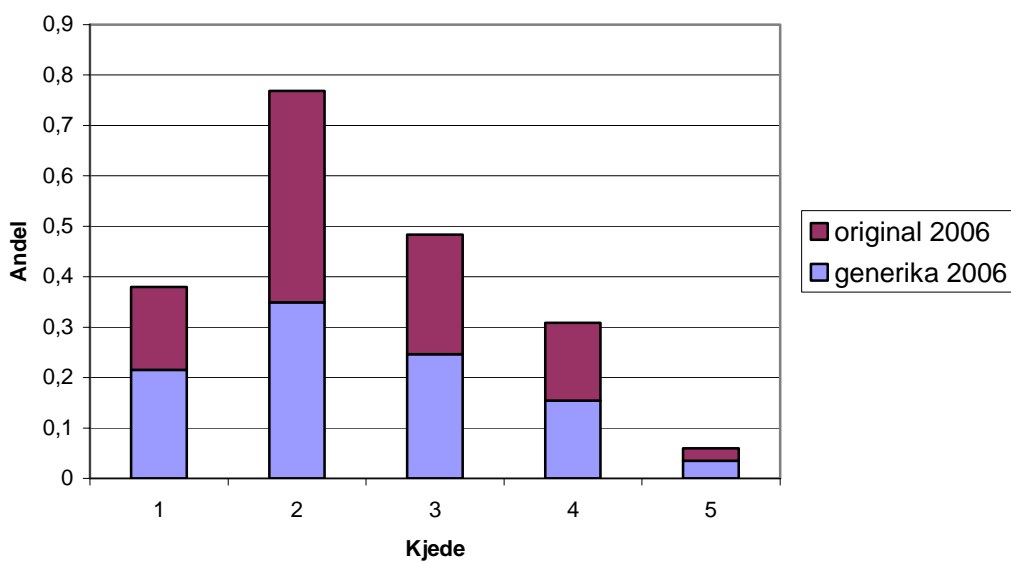
Kjede 5 har en svært liten markedsandel totalt sett, sammenliknet med de andre kjedene. For dennes totale markedsandel er det heller ikke skjedd noen endringer av betydning. Imidlertid har sammensetningen av andeler på generika- og originalmarkedet endret seg betydelig for kjede 5, i retning av mer generika og mindre original.

Av figur 6.5.6 ser vi for øvrig tydelig at differansen i salget av henholdsvis generika- og original-preparater er blitt jenvet mer ut blant kjedene - gitt markedsandel - i 2006 i forhold til i 2004. Kjedene selger fra ca 45-58 % generika i 2006, mens den tilsvarende variasjonen i 2004 var ca 32-60 %.

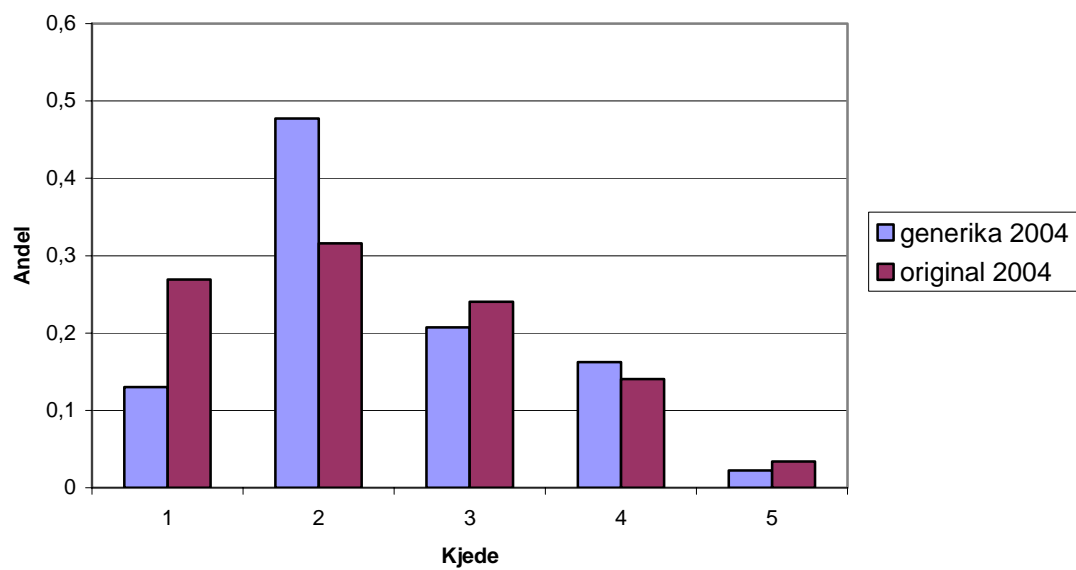
6.5.2 Apotekkjedenes totale markedsandeler fordelt på generika og original 2004



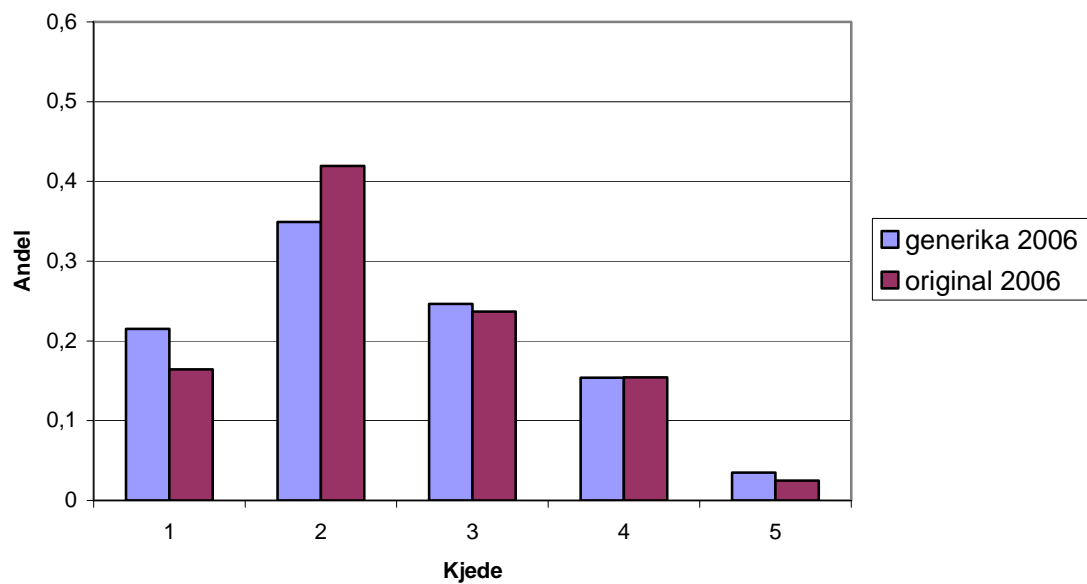
6.5.3 Totale markedsandeler fordelt på generika og original 2006



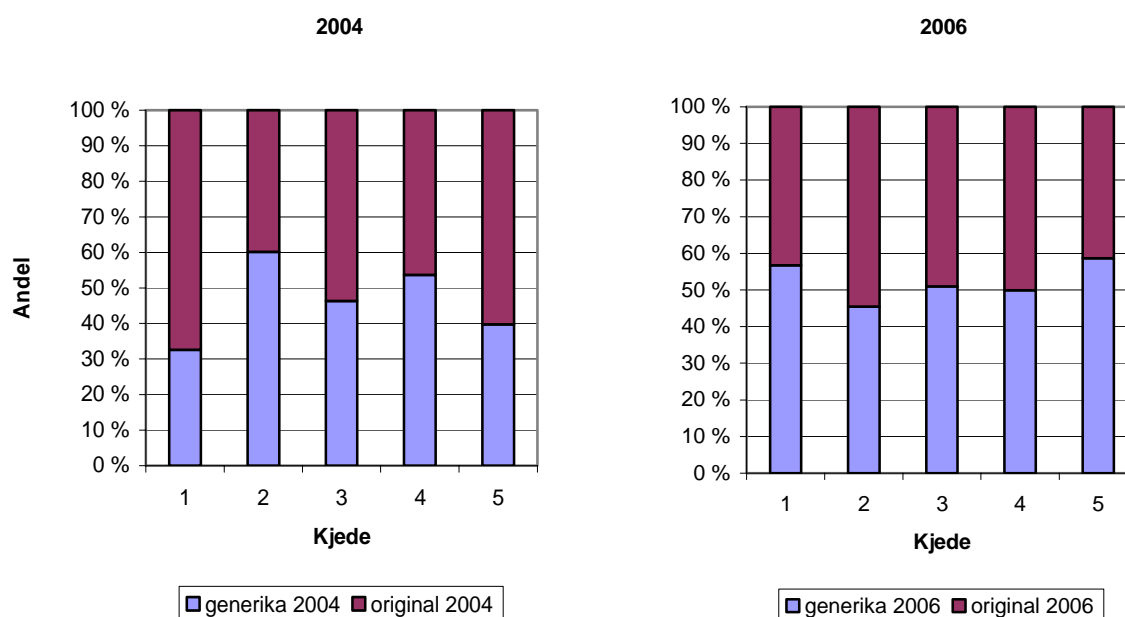
6.5.4 Apotekkjedenes markedsandeler 2004



6.5.5 Apotekkjedenes markedsandeler 2006



6.5.6 De prosentvise bidragene fra generika og original på kjedenes markedsandeler



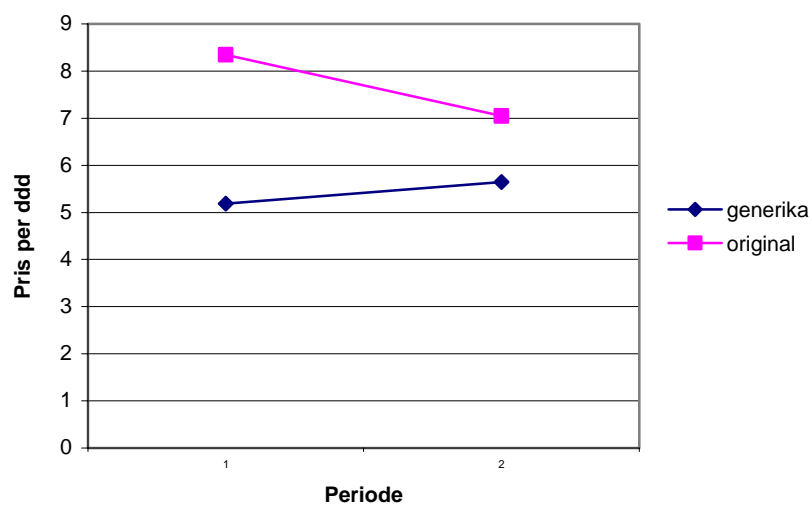
7.5.5 Pris per DDD

Endelig ser vi av den summariske statistikken at gjennomsnittsprisen per DDD for generikapreparatene har *økt* med 8,9 % fra 2004 til 2006, mens gjennomsnittsprisen per DDD for originalpreparatene er *redusert* med 15,56 % over den samme perioden. Prisforskjellen mellom generika- og originalpreparater er altså blitt mindre blant de valgte preparatene.

Man ville ved innføringen av generisk bytte gjøre generikaproduktene mer ettertraktete, slik at flere generikaleverandører ville etablere seg på markedet – hvilket videre skulle kunne presse prisene på generikaprodukter ned. Dette har altså ikke skjedd. I stedet har generikaprisene og originalpreparatprisene nærmet seg hverandre. Generikapreparatene har blitt dyrere, og originalpreparatene billigere.

Merk imidlertid at vi her hele tiden snakker om de *valgte* produktene. Det er ikke gitt at de samme produktene er solgt i 2006 som i 2004, eller at *sammensetningen* av den totale porteføljen er den samme i de to periodene.

Utviklingen i pris per ddd fra 2004 til 2006, for henholdsvis generika og originalpreparater



8. Estimerer og marginaleffekter

”Conditional logit med fixed effects”

Tabellene 7.1.1 og 7.1.2 viser de estimerte koeffisientene ved bruk av ”clogit med fixed effects”, med de marginale effektene på valgsannsynligheten i parentes – og i tillegg de tilhørende z-verdiene.

”Clogit-estimeringen” er gjort i *Stata*.

Marginaleffektene er funnet ved å utføre følgende derivasjon:

$$\ln \varphi_{jBn} = \left(\sum_{k=1}^K b_k X_{kn} \right) (p_{jB} - p_{jG}) - \ln \left(1 + e^{\left(\sum_{k=1}^K b_k X_{kn} \right) (p_{jB} - p_{jG})} \right)$$

$$\frac{1}{\varphi_{jBn}} \frac{\partial \varphi_{jBn}}{\partial X_{kn}} = b_k (p_{jB} - p_{jG}) [1 - \varphi_{jBn}]$$

$$\frac{\partial \varphi_{jBn}}{\partial X_{kn}} = b_k (p_{jB} - p_{jG}) [1 - \varphi_{jBn}] \varphi_{jBn}$$

Der φ_{jBn} er sannsynligheten for at individ n (kombinasjonen lege/pasient/apotek) velger et *originalpreparat* framfor et generikapreparat, gitt legemiddel-gruppe (ATC-kode).

8.1 Resultater

8.1.1 Tabell 2004

Variabel	Koeffisient (marginaleffekt)	z-verdi
pris	-0,7207349 (-0,5944)	23,51
pris*kjønn	-0,0140455 (-0,0038)	3,31
pris*pasientalder	0,0520809 (0,0140)	16,31
pris*legealder	0,0288121 (0,0078)	8,22
pris*spesialitet	0,0346697 (0,0093)	6,57
pris*kjede1	-0,0442122 (-0,0119)	-3,48
pris*kjede2	0,1227752 (0,0331)	8,83
pris*kjede3	-0,1290906 (-0,0348)	-10,00
pris*kjede4	-0,0302868 (-0,0082)	-2,39
pris*blaa resept	0,0336438 (0,0091)	5,25
pris*antall gen.lev.	-0,0050918 (-0,0014)	-2,21
pris* antall ddd	-0,0164972 (-0,0044)	-99,77
pris*gj.snitt.alder	0,0122671 (0,0033)	25,19
pris*indekspris	0,0321766 (0,0087)	5,31

8.1.2 Tabell 2006

Variabel	Koeffisient (marginaleffekt)	z-verdi
pris	-0,7435768 (-3,452698)	-64,47
pris*kjønn	0,0010867 (0,0050459)	0,56
pris*pasientalder	0,0224859 (0,1044102)	17,51
pris*legealder	0,0270548 (0,1256253)	15,66
pris*spesialitet	0,0348953 (0,1620316)	13,20
pris*kjede1	0,0546859 (0,2539266)	9,86
pris*kjede2	0,0084942 (0,0394417)	1,53
pris*kjede3	0,0202151 (0,0938661)	3,49
pris*kjede4	0,0273427 (0,1269621)	4,69
pris*blaa resept	0,1679074 (0,7796553)	45,18
pris*antall gen.lev.	0,0401232 (0,1863067)	27,00
pris* antall ddd	-0,0148359 (-0,068888)	-180,20
pris*gj.snitt.alder	0,0082026 (0,0380877)	42,96
pris*ungtd marked	0,174387 (0,8097425)	61,61

8.1.3 McFaddens rho

McFaddens rho er et mål på hvor godt modellen beskriver de aktuelle dataene.

I vårt tilfelle er uttrykket for McFaddens rho (ρ) som følger:

$$\rho = 1 - \frac{\log L^*}{N \log \frac{1}{2}}$$

$\log L^*$ er log likelihood'en som framkommer av clogit estimeringen. Under brøkstreken har vi antall observasjoner i datamaterialet, ganget med log likelihood'en av å velge helt tilfeldig mellom generika og original, dvs $\log \frac{1}{2}$.

For de to periodene 2004 og 2006 finner vi at McFaddens rho er henholdsvis 0,60 og 0,67. Dette er meget gode resultater, idet de betyr at modellen beskriver dataene henholdsvis 60 % og 67 % bedre enn modeller hvor alle valg skjer utelukkende rent tilfeldig.

8.2 Tolkninger

I modellen inngår prisen som en egen variabel. I tillegg inngår alle de spesifikke pasient-, lege- og apotekkjennetegnene *interagert* med den aktuelle prisen.

Av resultatene i tabellene 7.1.1 og 7.1.2 kan vi aller først merke oss at alle koeffisientene er signifikant forskjellige fra null – med unntak av koeffisientene for pris*kjønn og pris*kjede2 i 2006.

Vi kan trekke følgende konklusjoner av resultatene fra clogit-estimeringen:

8.2.1 Pris

Det kommer ikke som noen overraskelse at koeffisienten for pris er negativ i begge år. En økning i prisen på originalproduktet (evt en reduksjon i prisen på generika) vil ha en negativ innvirkning på etterspørselen etter originalpreparatet og tilsvarende en positiv innvirkning på etterspørselen etter generika. Ikke bare er denne effekten meget sterk jevnt over, den er også økende fra 2004 til 2006. Dette kan vi se av at margineffekten av en prisøkning er nesten seks ganger så stor i 2006 som i 2004! Det er altså en kraftig (og økende) prisfølsomhet i valget mellom generika og originalprodukter.

8.2.2 *Pris*kjønn*

For variabelen kjønn interagert med pris har vi litt tvetydige resultater. I 2004 er tingenes tale klar – da vi ser av resultatene at sjansen for at valget faller på et generika (gitt pris) er større hvis lege og pasient er av samme kjønn (koeffisienten er negativ; sannsynligheten for å velge original reduseres). I 2006 er koeffisienten positiv, men altså ikke signifikant forskjellig fra null, og vi kan derfor ikke trekke noen konklusjoner i dette tilfellet.

8.2.3 *Pris*pasientalder og pris*legealder*

For begge disse variablene er koeffisientene positive i begge år. Dette betyr at eldre leger og eldre pasienter (gitt pris) øker sannsynligheten for å velge original. Dette kommer kanskje heller ikke som noen overraskelse - at eldre mennesker i større grad enn yngre tenderer til å velge det kjente og kjære framfor å prøve noe nytt. Noe av årsaken kan også ligge i større merkeloyalitet hos de eldre.

8.2.4 *Pris*spesialitet*

Koeffisientene for pris*spesialitet er positiv i begge perioder. Når vi husker at dummyvariabelen for spesialitet er 1 hvis vedkommende lege er allmennpraktiker og 0 ellers (hvis sykehuslege/spesialist), vet vi at dette betyr at allmennleger øker sannsynligheten for valg av originalpreparatet. Spesialister tenderer altså i større grad til å velge generika; prisfølsomheten er større hos spesialister enn hos allmennpraktikere. Dette kan kanskje ha noe å gjøre med at allmennpraktikere har et mye større arbeidsfelt og i mindre grad klarer å holde seg oppdatert på alle nye legemidler som kommer på markedet, sett i forhold til spesialister. Allmennpraktikere kan derfor i større grad tendere til å henge igjen ved de "gamle" preparatene. De kan også være utsatt for større "oppmerksomhet" fra originalprodusentene enn det spesialistene er, se Strøm (2004).

8.2.5 *Pris*kjede*

Koeffisientene for prisen ganget med dummyvariablene for de ulike kjedene er noe varierende. I 2004 er koeffisienten for kjede 2 positiv, mens koeffisientene for de 3 andre kjedene er negative. Dette betyr at i 2004 var prisfølsomheten i kjede 2 lavere enn i referansekjeden 5, mens den var høyere i kjede 1, 3 og 4 – også sammenliknet

med kjede 5. I 2006 var derimot prisfølsomheten lavere i alle de andre kjedene, sammenliknet med referansekjeden 5. (Vi kan dog ikke egentlig si noe om kjede 2 i forhold til de andre, siden koeffisienten for denne kjeden ikke er signifikant forskjellig fra 0 i denne perioden.)

8.2.6 *Pris*blå resept*

Vi ser at koeffisienten for pris*blå resept er positiv i begge perioder, hvilket betyr at blå resept øker sannsynligheten for valg av original. Altså er prisfølsomheten for vanlige "hvite" resepter større enn for blå resepter. Dette synes naturlig med tanke på at "hvit" resept pasienter selv må betale for de legemidlene de tar ut, og derfor kanskje er mer prisbevisste enn blå resept pasienter – som ikke selv må betale fullt ut for legemidlene sine. For øvrig ser vi at margineffekten av en prisøkning for denne kategorien resepter er mye større i 2006 enn i 2004, hvilket til dels, men ikke fullstendig, kan forklares med den overordnede økningen i prisfølsomheten.

8.2.7 *Pris*antall generikaleverandører*

Resultatene for variabelen pris*generikaleverandører er sprikende over de to periodene, og til dels litt overraskende. For 2004 er koeffisienten negativ, hvilket betyr at sannsynligheten for å velge generika øker med antall generikaleverandører på markedet. For 2006 får vi imidlertid motsatt resultat – i denne perioden er det ifølge modellen slik at prisfølsomheten *reduseres* med antallet generikaleverandører. Dette merkelige resultatet kan kanskje ha en sammenheng med det heller overraskende poenget vi fant i den deskriptive statistikken for 2006 – nemlig at antallet generikaleverandører for de valgte preparatene er redusert fra den første perioden til den neste.

8.2.8 *Pris*antall definerte døgndoser*

Koeffisienten for pris*ddd er negativ i begge perioder. Dette betyr at større mengde medisiner per resept øker sannsynligheten for å velge generika. Prisfølsomheten øker altså med pakningsstørrelsen.

8.2.9 *Pris*gjennomsnittsalder*

Positivt fortegn på denne variabelen i begge perioder, betyr at prisfølsomheten synker med gjennomsnittsalderen for brukerne av virkestoffet. For virkestoffer med en stor andel eldre brukere, er altså sannsynligheten større for at valget faller på et originalpreparat, sammenliknet med virkestoffer som i gjennomsnitt brukes av yngre mennesker.

8.2.10 *Pris*indekspris*

Indeksprisvariabelen gjør seg bare gjeldende i 2004, og koeffisienten for denne (i interaksjon med prisen) er positiv. Dersom det aktuelle virkestoffet er indeksprisregulert, øker altså sannsynligheten for å velge et originalpreparat.

8.2.11 *Pris*ungtd marked*

Variabelen ungt marked markerer de virkestoffene som det ikke fantes generikapreparater for i 2004. Denne variabelen gjør seg derfor kun gjeldende i 2006. Vi ser av fortegnet på denne variabelen i interaksjon med prisen at hvis generikapreparatet nylig har kommet på markedet, øker sjansen for å velge et originalpreparat, sammenliknet med virkestoffer for hvilke generika har vært på markedet i lang tid. Det er altså en viss treghet i markedet for generika.

9. Elastisiteter

9.1 Uveide elastisiteter

De uveide elastisitetene per ATC-kode, E_{jB}^U , er gitt ved

$$E_{jB}^U = \frac{1}{N_j} \sum_{n=1}^{N_j} e_{jBn} ,$$

der

$$e_{jBn} = p_{jBn} \left(\sum_k \beta_k X_{kn} \right) (1 - \varphi_{jBn}) .$$

Den (gjennomsnittlige) uveide elastisiteten over alle ATC-kodene, E_B^U , er gitt ved

$$E_B^U = \sum_{j=1}^J \frac{N_j}{N} E_{jB}^U .$$

N_j = antall ordinasjoner av atc-kode j

N = antall ordinasjoner totalt

9.1.1 Originalpreparat 2004

ATC-KODE	ELASTISITET
A02BA02	-1,968042
A02BC01	-8,38567
C07AB03	-0,880861
C07AG02	-6,874859
C09AA02	-1,23048
C09AA03	-2,102605
C10AA01	-6,016601
J01CA04	-0,367016
J01MA02	0,9983837
M01AB05	-0,298328
N06AB05	-4,229315
N06AX03	-0,443822
R06AE07	-1,698962

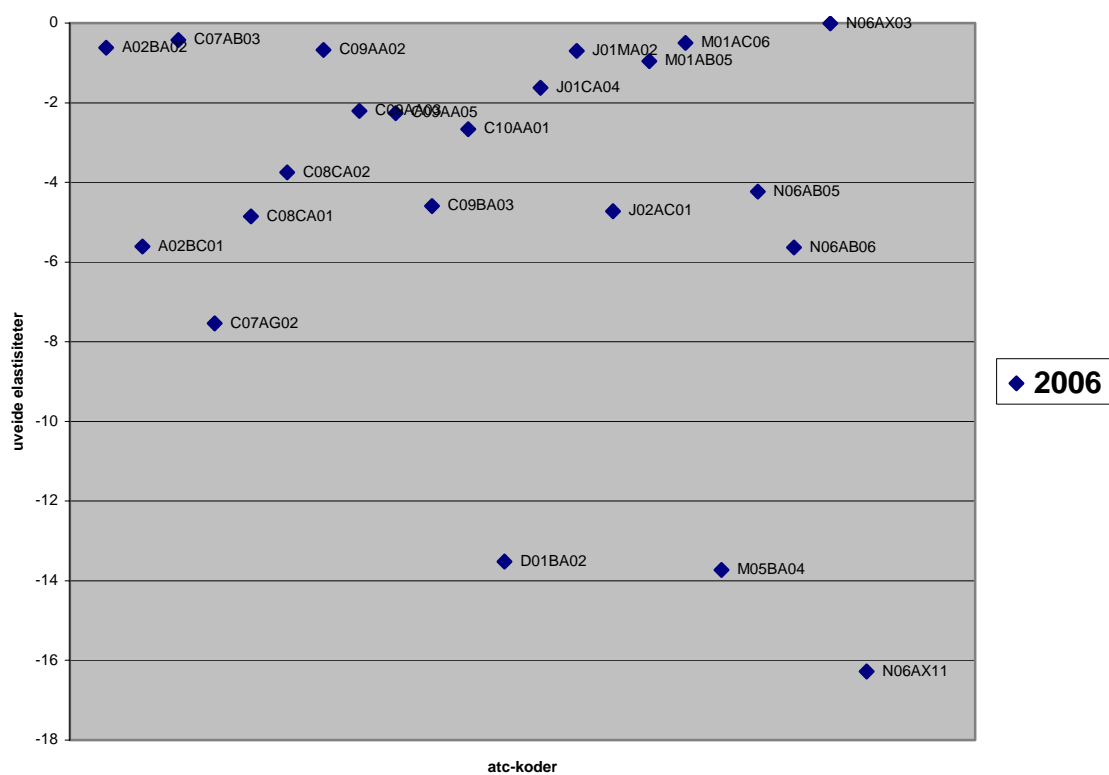
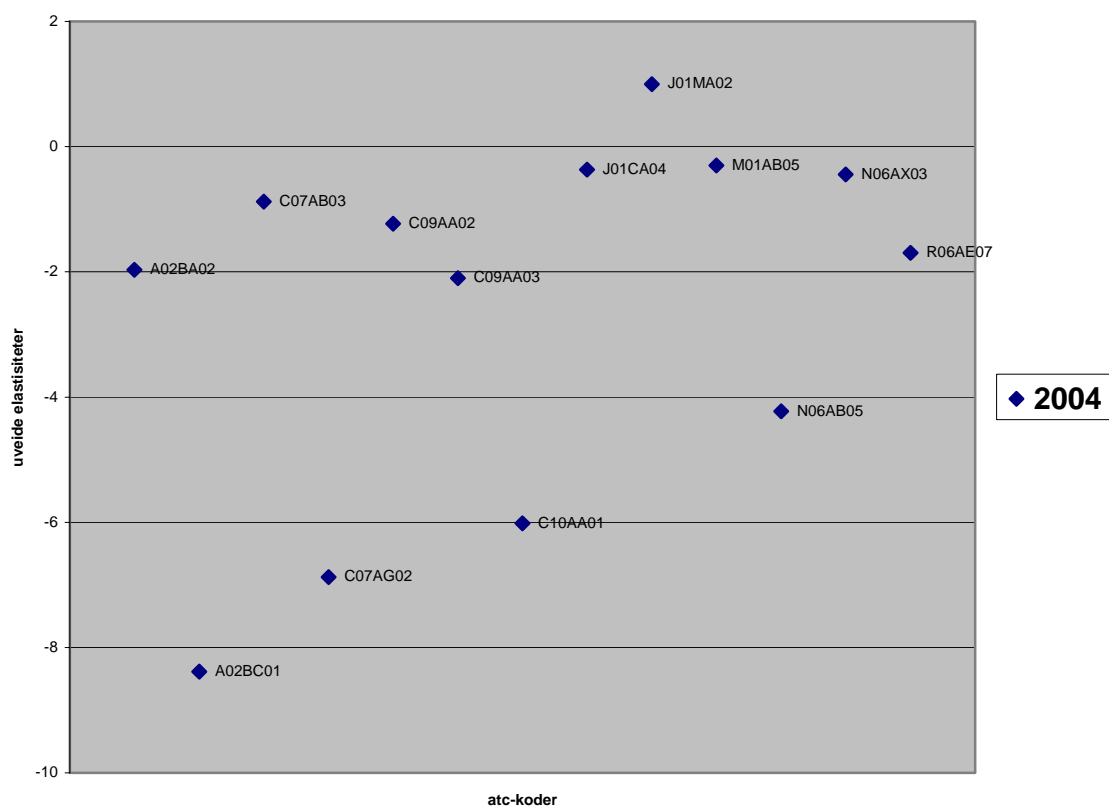
Gjennomsnittlig uveid elastisitet over alle ATC-koder = -2,25965.

9.1.2 Originalpreparat 2006

ATC-KODE	ELASTISITET
A02BA02	-0,616171
A02BC01	-5,609375
C07AB03	-0,429398
C07AG02	-7,537422
C08CA01	-4,849867
C08CA02	-3,751573
C09AA02	-0,67536
C09AA03	-2,206073
C09AA05	-2,261826
C09BA03	-4,593633
C10AA01	-2,667261
D01BA02	-13,51866
J01CA04	-1,626724
J01MA02	-0,697235
J02AC01	-4,72172
M01AB05	-0,959903
M01AC06	-0,501089
M05BA04	-13,72905
N06AB05	-4,232663
N06AB06	-5,628643
N06AX03	-0,006764
N06AX11	-16,28048
R06AE07	-2,899354

Gjennomsnittlig uveid elastisitet over alle ATC-koder = -3,28971

9.2 Plot uveide elastisiteter



9.3 Veide elastisiteter

De veide elastisitetene per ATC-kode, E_{jB}^V , er gitt ved

$$E_{jB}^V = \frac{1}{N_j} \sum_{n=1}^{N_j} e_{jBn} \frac{\varphi_{jBn}}{\varphi_{jB}},$$

der

$$e_{jBn} = p_{jBn} \left(\sum_k \beta_k X_{kn} \right) (1 - \varphi_{jBn}).$$

Den (gjennomsnittlige) veide elastisiteten over alle ATC-kodene, E_B^V , er gitt ved

$$E_B^V = \sum_{j=1}^J \frac{N_j}{N} E_{jB}^V.$$

N_j = antall ordinasjoner av atc-kode j

N = antall ordinasjoner totalt

9.3.1 Originalpreparat 2004

ATC-KODE	veid elastisitet
A02BA02	-0,797089677
A02BC01	-3,230431863
C07AB03	-0,684505312
C07AG02	-2,725135092
C09AA02	-0,715188929
C09AA03	-1,068169872
C10AA01	-2,967795878
J01CA04	-0,236357894
J01MA02	0,670473695
M01AB05	-0,284748914
N06AB05	-3,461093452
N06AX03	-0,138877664
R06AE07	-1,493566228

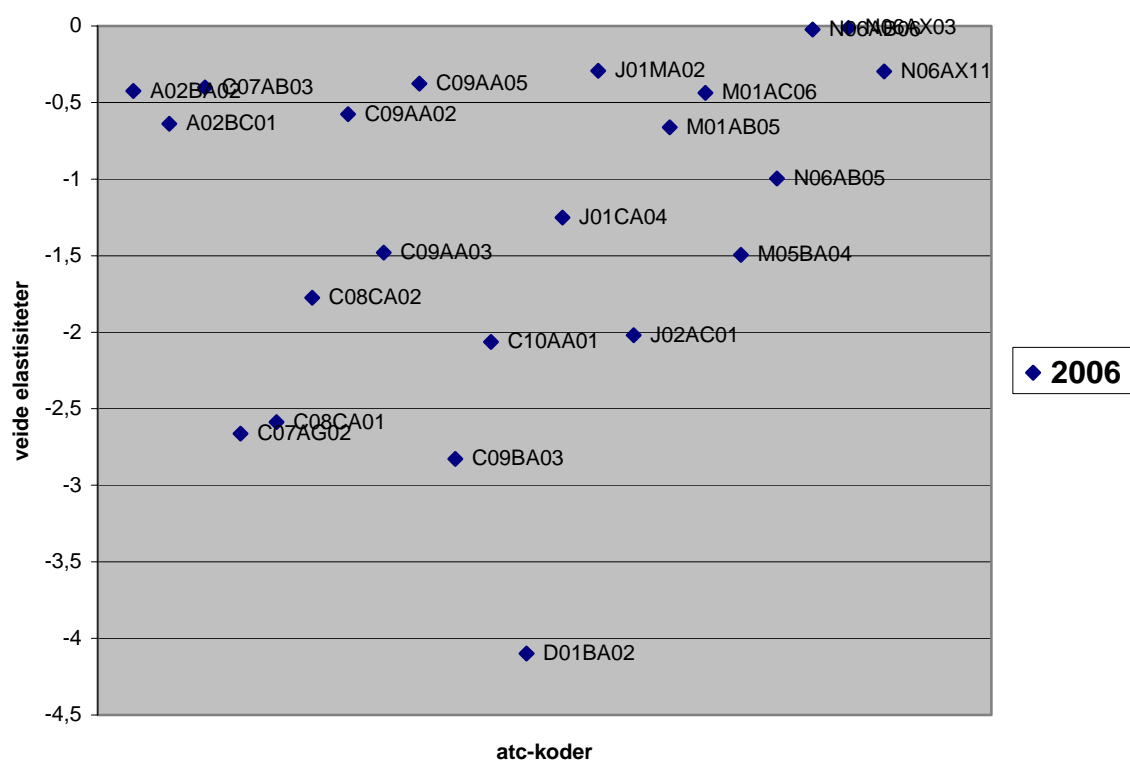
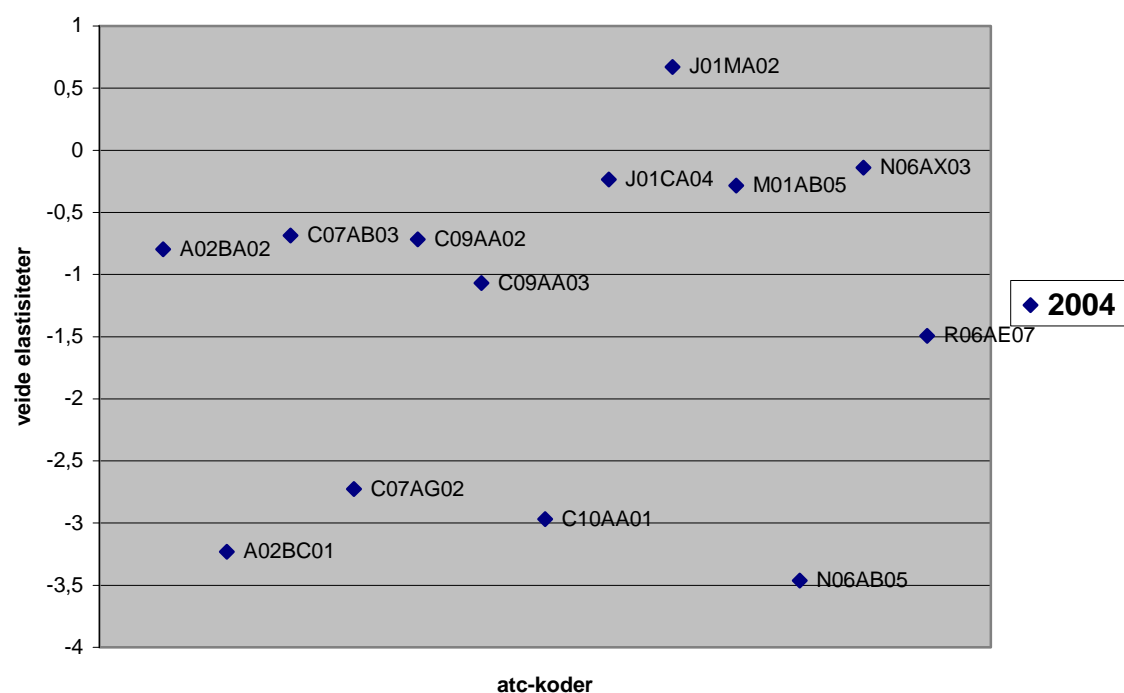
Gjennomsnittlig veid elastisitet over alle ATC-koder = -1,21098

9.3.2 Originalpreparat 2006

ATC-KODE	veid elastisitet
A02BA02	-0,42509249
A02BC01	-0,63750957
C07AB03	-0,402496128
C07AG02	-2,662609859
C08CA01	-2,587507894
C08CA02	-1,775117488
C09AA02	-0,576062688
C09AA03	-1,480045031
C09AA05	-0,376417858
C09BA03	-2,826797311
C10AA01	-2,064646395
D01BA02	-4,097912831
J01CA04	-1,250699386
J01MA02	-0,293852511
J02AC01	-2,019652991
M01AB05	-0,661944192
M01AC06	-0,436591254
M05BA04	-1,495287079
N06AB05	-0,997165605
N06AB06	-0,021989069
N06AX03	-0,012589125
N06AX11	-0,298018291
R06AE07	-2,067738381

Gjennomsnittlig veid elastisitet over alle ATC-koder = -1,28564

9.4 Plot veide elastisiteter



9.5 Tolkninger

Priselastisiteten sier noe om hvordan etterspørselen reagerer på en prisendring. En negativ priselastisitet betyr at en prisøkning fører til en reduksjon i etterspørselen. En slik sammenheng gjelder for det som kalles *normale* goder, og vi ser at den også i *gjennomsnitt* gjelder for legemidlene i dette studiet. Vi har riktignok ett tilfelle av positiv sammenheng mellom pris og etterspørsel, og det er for ATC-kode J01MA02. Vi ser både av den uveide og veide elastisiteten at hvis prisen på originalpreparatet av dette virkemidlet går opp, vil også etterspørselen etter originalpreparatet gå opp. Dette er imidlertid unntaket; vi ser at for alle de andre ATC-kodene er sammenhengen negativ, slik at en økning i prisen på originalpreparatet vil føre til en reduksjon i etterspørselen etter dette, og en tilsvarende økning i etterspørselen etter generika.

Mer konkret har vi at en priselastisitet på eksempelvis -2, betyr at etterspørselen vil synke med 2 % ved en prisøkning på 1 %. Av dette skjønner vi at de *uveide* elastisitetene indikerer at en prisøkning på originalpreparatet på 1 % vil føre til en reduksjon i etterspørselen på henholdsvis 2,26 % og 3,29 % i 2004 og 2006 (gjennomsnitt over alle ATC-koder).

Imidlertid ser vi at de *veide* priselastisitetene indikerer en svakere sammenheng. Det er logisk at de veide elastisitetene avviker fra de uveide elastisitetene, siden valgsannsynlighetene varierer over individene, og fordelingen av original og generika er ulik i de forskjellige atc-kodene. De *uveide* elastisitetene tar, til forskjell fra de *veide*, ikke hensyn til denne variasjonen. Derfor er det naturlig å anse de *veide* elastisitetene som mer korrekte.

Vi ser at en økning i prisen på originalproduktet på 1 % fortsatt (når vi nå ser på de *veide* elastisitetene) fører til en reduksjon i etterspørselen på *mer enn* 1 % - mer konkret en reduksjon på henholdsvis 1,21 % og 1,29 % i 2004 og 2006. Vi sier da at etterspørselen er *priselastisk*.

I tilfeller med priselastisk etterspørsel vil det lønne seg for produsenten å redusere prisen på produktet, siden den påfølgende økningen i etterspørselen vil *mer enn* oppveie reduksjonen i prisen. Vi kan i denne sammenheng huske på at den

summariske statistikken viser nettopp en reduksjon i gjennomsnittsprisen på originalpreparatene fra 2004 til 2006.

10. Konklusjoner

Det er *sterk* prisfølsomhet i valget mellom generika og originalpreparater. Denne tendensen er også *økende* fra 2004 til 2006. Med andre ord spiller prisen en stadig viktigere rolle for hvilke legemiddelpreparater (gitt virkestoff) som blir levert ut til pasienter. Som et paradoks til dette resultatet finner vi at prisen på de valgte generikapreparatene i de periodene vi studerer faktisk har økt. Dette kan imidlertid henge sammen med endringer i sammensetningen av leger, pasienter, blå resepter med mer, i befolkningen. Heterogeniteten kan altså ha økt fra 2004 til 2006.

Eldre leger og eldre pasienter velger oftere originalpreparatet framfor generika, sammenliknet med de yngre. Dette kan skyldes større merkeloyalitet hos de eldre, og/eller at terskelen for å prøve noe nytt er høyere hos den eldre garde – blant både leger og pasienter. Alternativt kan vi tenke oss at leger aktivt motsetter seg generisk bytte ved forskrivning til eldre pasienter, i tilfeller der pasienten eksempelvis går på flere typer medisiner, og har gjort det i flere år – og at det kan være fare for at pasienten begynner å rote hvis han etter lang tid bytter til andre typer piller med ulik form/farge enn de han er vant til.

I tilfeller der forskrivningen stammer fra en allmennlege er sannsynligheten større for at det utleveres et originalpreparat, sammenliknet med om forskrivningen kommer fra en spesialist. Allmennleger vises større oppmerksomhet fra originalprodusentene, dessuten har de et bredere arbeidsfelt og dermed færre muligheter til å holde seg oppdatert på alle nye preparater som entrer markedet.

Blå resept øker sjansen for at det blir levert ut et originalpreparat. Siden pasienter med vanlig "hvit" resept må betale for legemidlene sine selv – mens blå resept pasienter får medisinerne dekket av Rikstrygdeverket, er det ikke overraskende at prisfølsomheten blant blå resept pasienter er lavere sammenliknet med "hvit" resept pasienter. Pasienter med blå resept trenger rett og slett ikke å tenke på prisen.

Prisfølsomheten er noe varierende over de ulike apotekkjedene. Dette kan skyldes ulik praksis hos kjedene, med tanke på hvor aktive de ansatte er overfor en pasient som kommer inn i apoteket med en resept på et originalpreparat. Det kan synes som om enkelte kjeder er mer ivrige etter å tilby pasienten et generisk alternativ enn andre. I hvilken grad man tilbyr pasienten et alternativ, og ikke minst på hvilken måte man framlegger forslaget om bytte, kan ha stor innvirkning på hvorvidt pasienten forlater apoteket med originalpreparatet eller et generisk alternativ i lomma.

Sist, men ikke minst, observerer vi en viss treghet i markedet for generika. Det kan synes å ta litt tid fra et generisk preparat blir lansert på markedet, til leger/pasienter/apotek får øynene opp for det aktuelle preparatet.

Generikapreparatene trenger altså litt tid på å "sette seg" skikkelig i markedet. For øvrig vet vi at det finnes virkestoffer som det knapt selges originalprodukter av lenger (jfr. avsnitt 2.6). Da er det snakk om at generikaproduktene har vært på markedet over en lang periode, og tilslutt har "overtatt" fullstendig for originalpreparatene for det aktuelle virkestoffet. Det tar altså bare litt tid før generikaproduktene plukkes opp i markedet.

11. Referanser

Dalen, Dag Morten (2003): Legemiddelmarkedet etter apotekreformen: Regulering, markedsstruktur og konkurranse. Helseøkonomisk forskningsprogram ved Universitetet i Oslo. HERO Skriftserie 2003:11.

Dalen, Dag Morten (2007): Originale vs. generiske legemidler.
http://heb.rokkan.uib.no/news/files/32-Originale_vs._generiske_legemidler_Dag_Morten_Dalen.pdf

Dalen, D. M., Haabeth, T. og Strøm, S. (2005): Price regulation and generic competition in the pharmaceutical market. Memorandum 33/2005, Økonomsik Institutt.

Dalen, D. M. og Strøm, S. (2004): Pris- og avanseregulering for legemidler. Utredning for Statens legemiddelverk. Rapport 4/2004, Frischsenteret.

Furu, Kari (2001): Drug utilisation in a public health perspective: Establishing a national prescription register in Norway. Norwegian Journal of Epidemiology, 11 (1): 55-60.

Kjelstrup, Sara (2007): Medisiner blir billigere. Nettavisartikkel.
<http://e24.no/naeringsliv/article1674129.ece>

Strøm, Hanne (2004): Reseptbasert legemiddelregister: Et viktig verktøy for å oppnå detaljert legemiddelstatistikk. Norsk Epidemiologi, 14 (1): 53-55.

Strøm, Steinar (2004): Apotekreformen. Norges Apotekerforenings Tidsskrift 01-2004, 8-9.

Svanqvist, Kristin (2005): Refusjon av legemidler. Innføring i systemer for regulering av legemidler på blå resept. Statens legemiddelverk, avdeling for legemiddeløkonomi. Ppt.

Den norske lægeforenings sentralstyre (2004): Høringsuttalelse: Innføring av trinnpris for visse legemidler. <http://www.legeforeningen.no/index.gan?id=53595>

Forskning med data fra det nasjonale reseptregisteret. Seminar ved forsker Kari Furu, Avdeling for legemiddelepidemiologi, Folkehelseinstituttet og Frischsenteret, 6. juni 2007

Forskrift om innsamling og behandling av helseopplysninger i Reseptbasert legemiddelregister (Reseptregisteret) <http://www.lovdata.no/for/sf/ho/to-20031017-1246-001.html#1-3>

Forskrift om legemidler (legemiddelforskriften). <http://www.lovdata.no/for/sf/ho/to-19991222-1559-040.html>

Indekspris og generisk bytte av medisiner. Informasjon fra Helsepolitisk utvalg. <http://www.smerter.org/smerter/INDEKSPRIS%20OG%20GENERISK%20BYTTE%20AV%20MEDISINER.htm>

Innst.O.nr.49 (2002-2003)

Innstilling fra sosialkomiteen om lov om endringer i legemiddeloven og apotekloven (konkurransestimulerende tiltak i markedet for generiske legemidler).

<http://www.stortinget.no/inno/2002/200203-049-002.html>

Nasjonalt Folkehelseinstitutt, www.fhi.no

Nasjonalt reseptregister, www.reseptregisteret.no

Pasienthåndboka: Indekspris.

<http://www.pasienthandboka.no/default.asp?mode=document&documentid=10019>

Regulatoriske endringer i perioden 1987-2003. Fra rapporten: Evaluering av apotekloven og indeksprissystemet. Norges Apotekerforenings Tidsskrift 01-2004, 7.

Statens legemiddelverk: Bytte mellom likeverdige legemidler.

<http://www.legemiddelverket.no/upload/20521/Info%20til%20helsepersonell%20bytteli ste%20-%20oppdatert%20april%202006.pdf>

Statens legemiddelverk: Evaluering av trinnprissystemet.

<http://www.legemiddelverket.no/upload/25534/Evaluering%20av%20Trinnprissystemet %20-%20versjon%202.pdf>

12. Appendiks

Alpha-beregning

$$\text{La } T_{jn} = p_j \sum_k b_k X_{kn}$$

og

$$\text{var } T_j = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (T_{jn} - \bar{T}_j)^2$$

hvor

$$\bar{T}_j = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N T_{jn} .$$

La så

$$s = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \text{var } T_j ,$$

da kan vi beregne alpha som

$$\alpha = \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{3}{\pi^2} s}}$$

Dataene i dette prosjektet får følgende verdier for alpha:

$\alpha = 0,2202$ i 2004 og

$\alpha = 0,0497$ i 2006

Tokningen av alpha er som følger:

Hvis $\alpha = 1$ er det ingen heterogenitet

Hvis $\alpha = 0$ er det stor heterogenitet

Den svært lave verdien for alpha i 2006 skyldes hovedsaklig den enorme verdien for variansen til T i ATC-kode N06AB06. Variansen i ATC-kode N06AX11 i 2006 er også uforholdsmessig høy – det samme gjelder ATC-kode C10AA01 i 2004.

Valgsannsynligheter

Modellen gir:

$$\varphi_B = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \varphi_{Bn} \leftrightarrow m_B$$

$$\varphi_G = 1 - \varphi_B \leftrightarrow m_G$$

Der m_G og m_B er markedsandelene til henholdsvis generika og originalprodukter.

Med våre data får vi følgende estimater for markedsandelene:

2004

$$\varphi_B = 0,5142 \text{ og } \varphi_G = 0,4858$$

2006

$$\varphi_B = 0,3934 \text{ og } \varphi_G = 0,6066$$

Beregning av de tilsvarende valgsannsynlighetene ved bruk av aggregerte størrelser gjøres på følgende måte:

$$t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N T_n$$

For $j \in B$ har vi at

$$\tilde{\varphi}_B = \frac{e^{\alpha t}}{\sum_{k \in B} e^{\alpha t_k} + \sum_{k \in G} e^{\alpha t_k}}$$

og for $j \in G$ har vi at

$$\tilde{\varphi}_G = 1 - \tilde{\varphi}_B$$

Våre data gir (jfr. alpha-beregningen):

2004

$$\tilde{\varphi}_B = 0,5812 \text{ og } \tilde{\varphi}_G = 0,4188$$

2006

$$\tilde{\varphi}_B = 0,5266 \text{ og } \tilde{\varphi}_G = 0,4734$$

Oppsummert har vi:

2004, $\alpha = 0,22$

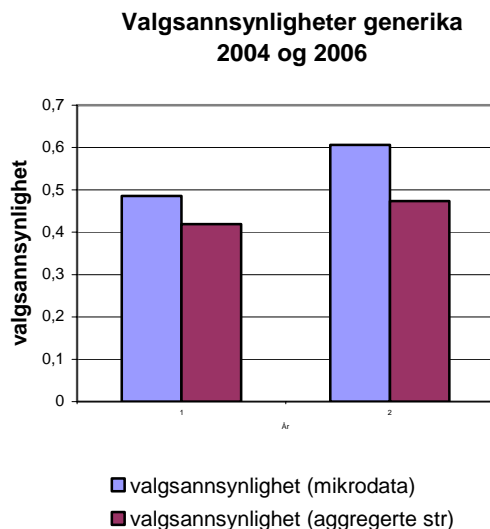
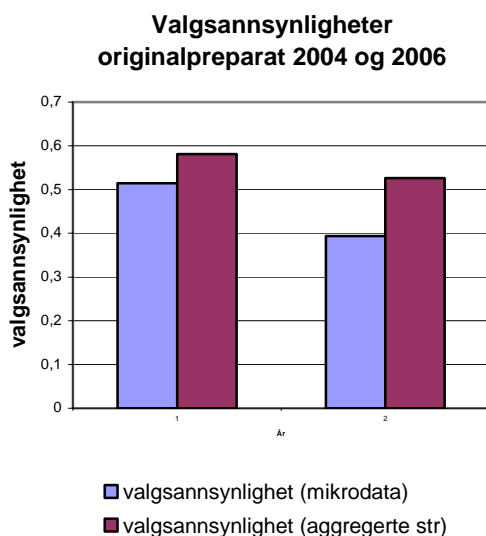
$$\varphi_B = 0,5142 \text{ og } \varphi_G = 0,4858$$

$$\tilde{\varphi}_B = 0,5812 \text{ og } \tilde{\varphi}_G = 0,4188$$

2006, $\alpha = 0,05$

$$\varphi_B = 0,3934 \text{ og } \varphi_G = 0,6066$$

$$\tilde{\varphi}_B = 0,5266 \text{ og } \tilde{\varphi}_G = 0,4734$$



Vi ser at verdiene for valgsannsynlighetene som framkommer ved bruk av henholdvis mikrodata (modellen) og aggregerte størrelser (via alpha-beregningen) er mer like i 2004 enn i 2006. Dette er et resultat vi kunne forutsett allerede utifra alpha-beregningene. Siden verdien for alpha er nærmere 0 i 2006 enn i 2004, har vi altså å gjøre med større heterogenitet i 2006 – og *feilen* ved å bruke aggregerte størrelser blir følgelig større. Hadde alpha vært nær 1, ville vi hatt svært liten heterogenitet, og kunne like gjerne brukt aggregerte størrelser i estimeringene. Her er alpha derimot nærmere 0 enn 1 i begge år, og det er derfor riktig (og viktig!) å bruke mikrodata i analysene – slik jeg har gjort.